**加强劳动保护提高了劳动收入份额吗?**

**——基于《劳动合同法》实施的经验研究**

钱雪松 石鑫

**目 录**

[附录Ⅰ 考虑2008年金融危机的影响 1](#_Toc153997040)

[附录Ⅱ 安慰剂检验 2](#_Toc153997041)

[附录Ⅲ PSM-DID检验 4](#_Toc153997042)

[附录Ⅳ 样本选取的敏感性检验 5](#_Toc153997043)

[附录Ⅴ 使用其他劳动收入份额度量方式 6](#_Toc153997044)

[附录Ⅵ 改变处理变量的度量方式及分组方式 7](#_Toc153997045)

[附录Ⅶ 考虑最低工资标准变动的差异性影响 9](#_Toc153997046)

[附录Ⅷ 考虑“民工荒”的影响 10](#_Toc153997047)

[附录Ⅸ 考虑预期效应 11](#_Toc153997048)

附录I 考虑2008年金融危机的影响

由于金融危机和《劳动合同法》的实施均在2008年发生，因此基准回归模型中可能掺杂了2008年金融危机的混淆因素，从而干扰本文核心变量的估计结果。尽管控制了行业-年份和城市-年份固定效应，以控制行业层面和城市层面可能受到的金融危机冲击，但估计结果的稳健性还值得探讨。考虑到企业的出口依赖度越大，受到的金融危机冲击可能越大，因此为了检验本文的基准回归结果是否会由金融危机所驱动，我们采用以下两种做法。

其一，在式（1）的基础上加入“2007年企业海外业务收入占比”*ExportRatio07*与“金融危机是否发生”*FC*（2008年及之后为1，否则为0）的交互项，用以控制金融危机的影响。其二，在式（1）中加入“企业每年的海外业务收入占比”*ExportRatio*，用以控制金融危机引起外部需求减弱的长期影响。表I1的第（1）、（2）列显示，当模型控制了金融危机的影响之后，《劳动合同法》对劳动收入份额的影响依旧显著为正，系数相比于基准回归结果略有减小。因而，即使考虑到金融危机对企业劳动收入份额的影响，本文的结论仍然成立。

**表I1 考虑金融危机的干扰**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | （2） |
| *Labor×Post* | 0.0208\*\*\* | 0.0218\*\*\* |
|  | （0.0070） | （0.0071） |
| *ExportRatio07×FC* | 0.0255\* |  |
|  | （0.0151） |  |
| *ExportRatio* |  | -0.0053 |
|  |  | （0.0168） |
| *Size* | -0.0558\*\* | -0.0482\* |
|  | （0.0280） | （0.0273） |
| *Intangible* | 0.1026\* | 0.1077\* |
|  | （0.0569） | （0.0575） |
| *Lev* | -0.0184 | -0.0185 |
|  | （0.0141） | （0.0140） |
| *ROA* | -0.1602\*\*\* | -0.1642\*\*\* |
|  | （0.0293） | （0.0295） |
| *Topten* | -0.0123 | -0.0109 |
|  | （0.0224） | （0.0224） |
| *Age* | 0.0243 | 0.0231 |
|  | （0.0195） | （0.0198） |
| *Constant* | 0.0427 | 0.0476 |
|  | （0.0520） | （0.0517） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4153 | 4134 |
| 调整后*R*2 | 0.6677 | 0.6642 |

附录II 安慰剂检验

尽管在基准回归中尽可能地控制了企业固定效应、行业-年份固定效应、城市-年份固定效应及控制变量，但估计结果仍有可能受到遗漏变量和随机因素的干扰。本文通过随机生成处理组和对照组以及随机产生法律实施时间，构造企业-实施时间两个层面的随机试验。这样做的逻辑在于如果决定企业劳动收入份额变化的是未控制的其他因素，而非《劳动合同法》引致的劳动保护加强，那么即便改变了《劳动合同法》颁布的时间和处理组，依然会出现式（1）的估计结果。但如果在多次模拟后并没有得到与基准回归相同的结果，就可以说明企业劳动收入份额的变化是由《劳动合同法》颁布实施导致的。利用这些随机生成的解释变量，按照式（1）进行回归得到估计系数，将上述过程利用蒙特卡洛模拟重复1000次，最后绘出系数*Labor*×*Post*的概率密度和累积概率分布图，如图II1所示。

基于此，验证企业劳动收入份额是否显著受到《劳动合同法》之外的其他因素影响。从图II1（a）可以看出，得到的系数以0为中心呈正态分布，均值约为-1.7$×$10-5，标准差为0.00573，这说明式（1）的设定并未遗漏重要变量。如果基准回归的估计结果是由于某些随机因素所驱动的，那么在随机实验中，该结果应该以大概率出现，但是根据图II1可以看出，得到基准回归结果的概率趋近于0。因此，生产型劳动力占比高的企业在《劳动合同法》实施之后劳动收入份额的提升确实是由于《劳动合同法》导致的，并不是由某些未控制的因素所驱动的。



（a）概率密度分布 （b）累计概率密度分布

**图II1 安慰剂检验**

进行安慰剂检验的另一种思路是寻找并不受《劳动合同法》影响的群体，那么《劳动合同法》对他们的劳动收入份额应该不存在显著影响。由于《劳动合同法》主要保护劳动关系中的弱势群体，相比于非技能劳动力而言，公司高管一般都有较高的谈判能力，因此《劳动合同法》对公司高管并不存在显著影响。基于此思路，本文对高管薪酬进行稳健性检验，利用高管人均薪酬、高管薪酬与企业营业总收入的比值作为因变量，按照式（1）进行回归，回归结果如表II1第（1）、（2）列所示。可见，在并不受《劳动合同法》影响的高管中，不论是从经济意义还是统计意义来看，《劳动合同法》对高管薪酬都不存在显著影响。因此，本文的基准回归结果比较稳健。

**表II1 高管薪酬安慰剂检验和PSM-DID**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 高管薪酬安慰剂检验 | PSM-DID |
| （1）高管人均薪酬 | （2）高管薪酬占比 | （3） |
| *Labor×Post* | 0.0343 | 0.0002 | 0.0261\*\*\* |
|  | （0.0734） | （0.0003） | （0.0066） |
| *Size* | 0.6955\*\* | -0.0018\* | -0.0478\* |
|  | （0.2737） | （0.0010） | （0.0268） |
| *Intangible* | 0.5536 | -0.0005 | 0.1107\* |
|  | （0.5464） | （0.0028） | （0.0605） |
| *Lev* | -0.1843 | -0.0051\*\*\* | -0.0177 |
|  | （0.1504） | （0.0019） | （0.0139） |
| *ROA* | 1.3339\*\*\* | -0.0067\*\*\* | -0.1622\*\*\* |
|  | （0.2927） | （0.0022） | （0.0293） |
| *Topten* | 0.6229\*\*\* | -0.0002 | -0.0139 |
|  | （0.1926） | （0.0016） | （0.0224） |
| *Age* | 0.4511 | -0.0006 | 0.0151 |
|  | （0.3012） | （0.0018） | （0.0187） |
| *Constant* | 10.3794\*\*\* | 0.0069 | 0.0674 |
|  | （0.8264） | （0.0055） | （0.0504） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3582 | 3582 | 4142 |
| 调整后*R*2 | 0.7904 | 0.4604 | 0.6689 |

附录III PSM-DID检验

由于样本可能存在选择偏差问题，本文进一步采用倾向得分匹配（PSM）以更好地选取对照组，检验劳动保护对企业劳动收入份额的影响。具体而言，本文采用前文的控制变量，建立企业是否为处理组的Logit模型，并采取核匹配的方式对处理组进行匹配，最后利用匹配后的样本进行回归。但该识别条件要求匹配后的样本之间不存在系统性差异，因此本文首先对匹配后的样本进行平衡性检验[[1]](#footnote-0)。在完成匹配后，本文依据式（1）估计出劳动保护对企业劳动收入份额的影响，结果如表II1的第（3）列所示。*Labor*×*Post*的估计系数显著为正，数值大小与基准回归结果大致相同。这进一步验证了本文的结论，即劳动保护能够显著促进企业劳动收入份额的提升。

附录IV 样本选取的敏感性检验

为检验样本选取的敏感性，本文调整了研究样本，具体做法如下所述。其一，调整样本时间窗口[[2]](#footnote-1)，分别将样本区间缩短为2003—2013年、2004—2012年、2005—2011年及2006—2010年，回归结果见表IV1第（1）至（4）列，结果显示在不同的研究样本期间内，《劳动合同法》对企业劳动收入份额的影响依然显著为正，说明本文结论不受样本期间选取的影响。其二，为了避免样本企业进入和退出对估计结果的影响，我们将非平衡面板数据转换为平衡面板数据，以保证样本企业在样本期间内始终存续，从而增强处理组和对照组的可比性，回归结果见表IV1第（5）列，结果表明在排除企业进入和退出的影响后，劳动保护对企业劳动收入份额的提升作用仍然存在。

**表IV1 改变样本区间及使用平衡面板数据**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 改变样本区间 | 平衡面板 |
| （1）前后5年 | （2）前后4年 | （3）前后3年 | （4）前后2年 | （5） |
| *Labor×Post* | 0.0177\*\*\* | 0.0174\*\*\* | 0.0135\*\* | 0.0117\*\* | 0.0244\*\*\* |
|  | （0.0068） | （0.0066） | （0.0056） | （0.0049） | （0.0093） |
| *Size* | -0.0351 | -0.0396 | -0.0483 | -0.0841\* | -0.0367 |
|  | （0.0275） | （0.0288） | （0.0307） | （0.0481） | （0.0282） |
| *Intangible* | 0.1096\* | 0.1023 | 0.1220\* | 0.1117 | 0.1417\*\* |
|  | （0.0588） | （0.0651） | （0.0699） | （0.0807） | （0.0710） |
| *Lev* | -0.0105 | -0.0088 | -0.0088 | 0.0014 | -0.0162 |
|  | （0.0148） | （0.0164） | （0.0184） | （0.0218） | （0.0169） |
| *ROA* | -0.1419\*\*\* | -0.1142\*\*\* | -0.1296\*\*\* | -0.0752\*\*\* | -0.1744\*\*\* |
|  | （0.0294） | （0.0305） | （0.0257） | （0.0252） | （0.0353） |
| *Topten* | -0.0120 | -0.0150 | -0.0070 | -0.0014 | -0.0274 |
|  | （0.0272） | （0.0286） | （0.0327） | （0.0415） | （0.0286） |
| *Age* | 0.0201 | 0.0120 | 0.0344 | 0.0440 | 0.0436\* |
|  | （0.0201） | （0.0245） | （0.0272） | （0.0334） | （0.0246） |
| *Constant* | 0.0491 | 0.0691 | 0.0066 | -0.0268 | -0.0057 |
|  | （0.0521） | （0.0617） | （0.0707） | （0.0899） | （0.0667） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3492 | 2903 | 2278 | 1650 | 3224 |
| 调整后*R*2 | 0.6715 | 0.6957 | 0.7343 | 0.7864 | 0.6294 |

附录V 使用其他劳动收入份额度量方式

为避免劳动收入份额指标度量偏差问题，本文选取另外四种度量方式，具体做法如下所述。其一，对LS进行logistic转换，再取自然对数。其二，剔除高管薪酬，首先将支付给职工以及为职工支付的现金减去高管薪酬，再除以营业总收入。其三，使用“支付给职工以及为职工支付的现金/（支付给职工以及为职工支付的现金+营业利润+固定资产折旧）”测度企业劳动收入份额。其四，为了更直观地反映劳动者报酬在企业利润分配中多占的比重，我们根据“支付给职工以及为职工支付的现金/（支付给职工以及为职工支付的现金+营业利润）”测度企业劳动收入份额。将这四种度量方式分别按照式（1）进行回归，从而检验因变量的度量方式是否会影响基准回归结果，结果见表V1。不难发现，《劳动合同法》对企业劳动收入份额的影响始终显著为正，这说明改变企业劳动收入份额的度量方式并不会影响本文研究结论。

**表V1 改变因变量的度量方式**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | ln（LS/（1-LS）） | 剔除高管报酬 | 要素成本增值法 | 基于营业利润 |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| *Labor×Post* | 0.2405\*\*\* | 0.0143\*\* | 0.0620\*\*\* | 0.0708\*\* |
|  | （0.0837） | （0.0066） | （0.0220） | （0.0324） |
| *Size* | -0.4298 | -0.0652\*\* | 0.0667 | 0.1181 |
|  | （0.2992） | （0.0308） | （0.0746） | （0.0990） |
| *Intangible* | 1.0278\* | 0.1057\* | 0.4870\*\* | 0.4643\* |
|  | （0.6004） | （0.0615） | （0.2060） | （0.2560） |
| *Lev* | -0.3859\*\*\* | -0.0044 | 0.0156 | 0.0301 |
|  | （0.1479） | （0.0174） | （0.0522） | （0.0624） |
| *ROA* | -1.9471\*\*\* | -0.1595\*\*\* | 0.2299 | 0.7094\*\*\* |
|  | （0.2658） | （0.0316） | （0.1640） | （0.2066） |
| *Topten* | -0.0774 | -0.0097 | -0.1999\*\* | -0.3596\*\*\* |
|  | （0.2199） | （0.0238） | （0.0799） | （0.1068） |
| *Age* | 0.1472 | 0.0306 | -0.0273 | 0.0250 |
|  | （0.2399） | （0.0244） | （0.0703） | （0.0912） |
| *Constant* | -2.6159\*\*\* | 0.0197 | 0.6057\*\*\* | 0.6293\*\* |
|  | （0.6276） | （0.0668） | （0.1924） | （0.2460） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4153 | 3582 | 4145 | 4153 |
| 调整后*R*2 | 0.7316 | 0.6569 | 0.4014 | 0.3179 |

附录VI 改变处理变量的度量方式及分组方式

为检验处理变量的衡量方法对本文结论的影响，本文采取了另外三种度量方式，具体做法如下所述。其一，以企业大专以下员工占比的高低进行分组，首先计算出企业在2003—2007年的大专以下员工数量除以员工总数的平均值，再将大专以下员工占比最高的1/3界定为处理组，而将最低的1/3界定为对照组，生成变量*College*（处理组为1，对照组为0）[[3]](#footnote-2)。其二，采用企业所处的二位数行业劳动密集度在2003—2007年的均值作为处理变量*Laborindustry*。其三，采用企业生产型劳动力占比在2003—2007年的均值作为处理变量*Laboraverage*。表VI1第（1）—（3）列的估计结果显示，加强劳动保护提高企业劳动收入份额的结论仍然显著成立，表明本文的结论并不受处理变量度量方式的影响。

**表VI1 改变处理变量的度量方式及分组方式**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 大专以下员工 | 行业劳动密集度 | 连续变量 | 1/2位数 | 1/3位数 | 1/4位数 |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| *College×Post* | 0.0143\*\* |  |  |  |  |  |
|  | （0.0071） |  |  |  |  |  |
| *Laborindustry×Post* |  | 0.2301\*\* |  |  |  |  |
|  |  | （0.1054） |  |  |  |  |
| *Laboraverage×Post* |  |  | 0.0479\*\*\* |  |  |  |
|  |  |  | （0.0125） |  |  |  |
| *Laborq2×Post* |  |  |  | 0.0104\*\* |  |  |
|  |  |  |  | （0.0045） |  |  |
| *Labor×Post* |  |  |  |  | 0.0219\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  | （0.0071） |  |
| *Laborq4×Post* |  |  |  |  |  | 0.0291\*\*\* |
|  |  |  |  |  |  | （0.0076） |
| *Size* | -0.0597\* | -0.0507\*\* | -0.0545\*\*\* | -0.0539\*\*\* | -0.0486\* | -0.0549\* |
|  | （0.0308） | （0.0236） | （0.0188） | （0.0191） | （0.0274） | （0.0326） |
| *Intangible* | 0.0831 | 0.1105\*\*\* | 0.1021\*\*\* | 0.1043\*\* | 0.1060\* | 0.1393\* |
|  | （0.0587） | （0.0364） | （0.0391） | （0.0405） | （0.0576） | （0.0765） |
| *Lev* | -0.0044 | -0.0208\* | -0.0189\* | -0.0192\* | -0.0183 | -0.0312\*\* |
|  | （0.0122） | （0.0104） | （0.0100） | （0.0099） | （0.0140） | （0.0155） |
| *ROA* | -0.1413\*\*\* | -0.1539\*\*\* | -0.1495\*\*\* | -0.1517\*\*\* | -0.1640\*\*\* | -0.1344\*\*\* |
|  | （0.0268） | （0.0299） | （0.0220） | （0.0222） | （0.0296） | （0.0362） |
| *Topten* | 0.0006 | -0.0086 | -0.0071 | -0.0066 | -0.0105 | -0.0196 |
|  | （0.0235） | （0.0146） | （0.0153） | （0.0155） | （0.0226） | （0.0283） |
| *Age* | 0.0022 | 0.0102 | 0.0094 | 0.0096 | 0.0226 | 0.0376\* |
|  | （0.0178） | （0.0106） | （0.0147） | （0.0149） | （0.0194） | （0.0206） |
| *HHI* |  | 0.0022 |  |  |  |  |
|  |  | （0.0265） |  |  |  |  |
| *Constant* | 0.0964\* | 0.0767\* | 0.0691\* | 0.0833\*\* | 0.0480 | 0.0166 |
|  | （0.0491） | （0.0404） | （0.0387） | （0.0391） | （0.0513） | （0.0595） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4382 | 6825 | 6816 | 6816 | 4153 | 2962 |
| 调整后*R*2 | 0.6796 | 0.6653 | 0.6818 | 0.6780 | 0.6658 | 0.6988 |

注：由于第（2）列中的处理变量是行业层面的劳动密集度，因此无法控制行业-年份固定效应。

此外，在识别策略是稳健的前提下，本文的实证检验结果可能表现出剂量效应（Dosage Effects），即当处理组和对照组在生产型劳动力占比的差距变大时，《劳动合同法》影响两组企业劳动收入份额的差异程度也变大。具体来看，我们首先按照企业生产型劳动力占比的中位数进行划分，即高于中位数作为处理组，否则作为对照组；其次按照企业生产型劳动力占比的四分位数进行划分，即最高的1/4作为处理组，最低的1/4作为对照组。与基准回归的结果相比，即表VI1第（5）列的*Labor×Post*（0.0219）的估计系数，第（4）列的*Laborq2×Post*（0.0104）的估计系数变小，而第（6）列的*Laborq4×Post*（0.0291）的估计系数变大，这说明《劳动合同法》带来的企业劳动收入份额提升效应增强了，且在一定程度上表明本文的识别策略是相对稳健的。

附录VII 考虑最低工资标准变动的差异性影响

考虑到样本期间最低工资的变动可能会干扰本文的估计结果，我们在式（1）中加入城市与年份交互固定效应以吸收最低工资对所有企业的影响，但为了避免最低工资对企业的异质性影响导致本文估计结果出现偏误，我们通过控制城市最低工资水平和生产型员工占比分组变量的交互项，从而吸收最低工资变动对两组企业的异质性影响。对于最低工资数据的获取，我们通过地方政府的人力资源和社会保障局网站和北大法宝等数据库，手动搜集本文所覆盖的所有地级市2003—2015年最低工资标准数据。基于此，生成企业所在城市最低工资和分组变量的交互项（*Labor×MW*），将其加入式（1）以控制最低工资对企业的异质性影响，估计结果如表IX1第（1）列所示。可以看出，在控制最低工资变动对企业的异质性影响后，《劳动合同法》对企业劳动收入份额仍然存在显著的促进作用。

附录VIII 考虑“民工荒”的影响

为了进一步缓解样本期间存在的“民工荒”现象对估计结果的干扰，我们尝试通过地区层面刻画农民工的供求状况，并控制该变量与分组变量的交互项（*Labor×Rural*）。具体来看，我们以“从农村招收的就业人员在地区城镇单位就业人员增加来源中的占比”衡量地区农民工的供求程度[[4]](#footnote-3)，这主要是因为2003年以来我国从沿海地区到内地陆续出现了“民工荒”，并在此基础上发展为全国性劳动力短缺，由此可以看出“民工荒”现象更多的是由于劳动力市场的局部不均衡、劳动力的跨区流动等区域劳动力市场方面原因所造成的。估计结果如表IX1第（2）列所示，在控制这些因素以缓解样本期间“民工荒”的影响后，《劳动合同法》对企业劳动收入份额的促进作用依旧十分稳健。

附录IX 考虑预期效应

虽然《劳动合同法》实施时间为2008年，但企业可能在此之前就预期到该法律的实施所带来的劳动调整成本上升，从而提前对生产要素结构做出调整。针对这一问题，我们从以下两个方面缓解预期效应的影响。其一，根据企业2003—2006年间生产型劳动力占比的均值来划分处理组和对照组。其二，生成“《劳动合同法》讨论阶段*Disscussion*（2003—2004年）”和“《劳动合同法》审查阶段*Review*（2005—2007年）”两个虚拟变量与分组变量*Labor*的交互项，再进行回归检验以控制预期效应。估计结果如表IX1第（3）和（4）列所示，可以看出，*Labor×Post*的系数均显著为正，且系数大小与基准回归结果相比并未发生明显改变，这说明即使在考虑预期效应后，本文的结论仍然成立。

**表IX1 考虑最低工资、“民工荒”及预期效应**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 最低工资 | 民工荒 | 预期效应 |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| *Labor×Post* | 0.0270\*\*\* | 0.0131\*\* | 0.0212\*\*\* | 0.0210\*\* |
|  | （0.0093） | （0.0058） | （0.0074） | （0.0103） |
| *Labor×MW* | 0.0030 |  |  |  |
|  | （0.0071） |  |  |  |
| *Labor×Rural* |  | -0.0034 |  |  |
|  |  | （0.0465） |  |  |
| *Labor×Discussion* |  |  |  | -0.0046 |
|  |  |  |  | （0.0064） |
| *Labor×Review* |  |  |  | -0.0001 |
|  |  |  |  | （0.0073） |
| *Size* | -0.0495\* | -0.0336 | -0.0415 | -0.0486\* |
|  | （0.0273） | （0.0320） | （0.0278） | (0.0274） |
| *Intangible* | 0.1033\* | 0.0831 | 0.1216\*\* | 0.1057\* |
|  | （0.0569） | （0.0567） | （0.0610） | (0.0577） |
| *Lev* | -0.0175 | -0.0126 | -0.0198 | -0.0182 |
|  | （0.0140） | （0.0165） | （0.0142） | (0.0140） |
| *ROA* | -0.1644\*\*\* | -0.1470\*\*\* | -0.1590\*\*\* | -0.1641\*\*\* |
|  | （0.0293） | （0.0295） | （0.0316） | (0.0296） |
| *Topten* | -0.0111 | -0.0199 | -0.0126 | -0.0104 |
|  | （0.0226） | （0.0294） | （0.0233） | (0.0226） |
| *Age* | 0.0213 | 0.0167 | 0.0254 | 0.0226 |
|  | （0.0193） | （0.0223） | （0.0206） | (0.0194） |
| *Constant* | -0.0265 | 0.0646 | 0.0400 | 0.0482 |
|  | （0.0596） | （0.0563） | （0.0541） | (0.0513） |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4153 | 2505 | 3957 | 4153 |
| 调整后*R*2 | 0.6682 | 0.7055 | 0.6643 | 0.6657 |

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处**。

1. 检验结果显示所有协变量的标准化偏差小于3%，两组之间的各匹配变量均值在匹配后并不存在显著差异，且满足共同支撑条件，可以看出样本匹配后的分布具有较好的一致性。因此，可以确保后续回归估计的平均处置效应是相对准确可靠的。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 样本时间窗口的选取需要遵循两个原则，一是避免时间窗口太长，从而引入过多混杂因素；二是避免时间窗口太短，从而无法观察到《劳动合同法》的影响，因为法律的全面实施和企业进行调整都需要时间。可见，时间窗口的选取需要在这两个方面进行权衡。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 由于一些企业并没有单独公布大专以下员工的数量，而是与大专学历的员工包含在一起，因此观测值存在部分缺失值。 [↑](#footnote-ref-2)
4. 通过搜集《中国劳动统计年鉴》中的“各地区城镇单位就业人员增加来源-从农村招收”，可以获得各省份在每年新增就业人员中农民工的人数占比。由于《中国劳动统计年鉴》到2011年就停止公布该指标，因此仅能获取2003—2010年各省份新增就业人员中农民工的人数占比数据。但包含了《劳动合同法》实施前后的区间，能为缓解“民工荒”对估计结果的干扰做出贡献。 [↑](#footnote-ref-3)